

# Sbližování měnových kurzů v zemích střední a východní Evropy

Evžen KOČENDA\*

## 1. Úvod

Tento článek analyzuje s použitím ekonometrických technik pohyby měnových kurzů zemí střední a východní Evropy během let 1991 až 1997 opíraje se o teorii konvergence měnových kurzů. Studium faktické konvergence měnových kurzů nás nejenom informuje o tom, jak se transformační ekonomiky adaptují na měnící se ekonomické prostředí, ale zároveň umožňuje získané poznatky využít v mezinárodní hospodářské politice, jejíž důležitost enormně roste s blížícím se připojením některých zkoumaných zemí k Evropské unii (EU).

Jakákoliv země podstupující transformaci musí projít periodou makroekonomické stabilizace, která je zákonitě doprovázena mohutnými výkyvy základních makroekonomických veličin. Povaha a velikost těchto fluktuací se pak odráží v dalším ekonomickém vývoji země. Výzkum stabilizačních programů, a zvláště podmínek jejich úspěšnosti, je proto velmi důležitý pro správnou hospodářskou politiku. Relativní otevřenost zemí střední a východní Evropy, jakož i úzké vztahy mezi nimi navzájem a se zeměmi Evropské unie, jen dále podtrhují důležitost měnových kurzů (a jejich režimů) pro ekonomický vývoj.

Cílem tohoto článku je zodpovědět otázku, zda už transformující se ekonomiky dosáhly úrovně vývoje měnových kurzů, která se vyznačuje určitým stupněm vzájemné konvergence. Konkrétně se zabýváme těmito zeměmi: Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Rumunsko, Bulharsko, Albánie, Estonsko, Lotyšsko a Litva. Všechny z uvažovaných zemí s výjimkou Albánie formálně požádaly o vstup do Evropské unie (otázka jejich připojení je diskutována v „Transition Report 1997“ Evropské banky pro obnovu a rozvoj).

Článek je organizován následovně: kapitola 2 je věnována prohloubení popisu motivace k provedené ekonomické analýze, kapitola 3 popisuje použitá data a koncepci. Kapitola 4 osvětluje použité ekonometrické techniky pro studium konvergence diferencí měnových kurzů. Empirické výsledky jsou prezentovány v kapitole 5. Článek je zakončen stručným shrnutím.

## 2. Motivace

Chování měnových kurzů, jakožto i režimy měnových kurzů byly podrobně monitorovány od samého začátku transformačního procesu ve střední a vý-

\* Ing. Evžen Kočenda, PhD. – CERGE UK Praha

Tento článek vznikl za výzkumné podpory programu PHARE a EBRD.

Autor děkuje editorovi a anonymnímu lektorovi za podnětné připomínky.

TABULKA 1 Režimy měnových kurzů

země	režim
Česká republika	fixní (vazba na koš) od ledna 1991 do května 1997 volný od května 1997
Slovensko	fixní (vazba na koš) od ledna 1991
Maďarsko	adjustovatelná vazba (vazba na koš) od 1989 ohlašované měnící se pásmo od března 1995
Polsko	fixní (vazba na koš) od ledna 1990 do října 1991 ohlašovaná měnící se vazba od října 1991 do května 1995 volný uvnitř měnícího se pásma od května 1995 do ledna 1996 ohlašovaná měnící se vazba od ledna 1996
Slovensko	řízeně volný od října 1991
Bulharsko	řízeně volný od února 1991 currency board od července 1997
Rumunsko	řízeně volný od srpna 1992
Albánie	řízeně volný od července 1992
Estonsko	currency board od června 1992
Lotyšsko	řízeně volný od července 1992 (ve skutečnosti vazba na koš zvláštních práv čerpání)
Litva	řízeně volný od října 1992 do dubna 1994 currency board od dubna 1994

chodní Evropě. Výběr určitého režimu měnového kurzu totiž představoval jedno z nejdůležitějších rozhodnutí hospodářské politiky, které tyto země musely učinit (pro podrobnější diskuzi na toto téma viz Edison a Melvin, 1990; Edwards, 1993; Quirk, 1994; Begg, 1996 či Sachs, 1996).

Přesto (či právě proto) se volba režimu měnového kurzu, jakož i následný vývoj kurzu ve studovaných zemích značně liší. *Tabulka 1* poskytuje přehled typů režimů měnových kurzů přijatých zeměmi střední a východní Evropy od počátku transformace.

Pevnost měny každé země je úzce svázána s pevností její ekonomiky jako takové. Měnový kurz proto může být považován za „nominální zrcadlo“ odrážející reálné stránky ekonomiky. Obchodní otevřenost zemí střední a východní Evropy vede navíc k tomu, že studium měnových kurzů poskytuje dobrý obrázek o tom, jak pokračuje proces jejich integrace.

Analýza toho, zda a nakolik rozdíly mezi měnovými kurzy konvergují v čase, představuje relativně nový přístup ke studiu měnových kurzů. Tento přístup se opírá o myšlenku, že konvergence měnových kurzů různých zemí ke společné limitě je ekvivalentní postupné redukci diferencí mezi měnovými kurzy. Úplnou formální definici toho, co se rozumí konvergencí měnových kurzů, uvádíme v kapitole 4.

Z historického pohledu začíná být otázka konvergence měnových kurzů relevantní teprve s nástupem transformace uvažovaných zemí. Počátek transformace byl ve většině zemí střední a východní Evropy provázen devalvací národní měny. Příčina tohoto podhodnocení byla jednoduchá: nízké kurzy byly snáze udržitelné v dlouhodobém časovém horizontu a zároveň pozitivně ovlivňovaly export domácích, rozvíjejících se společností, za současného utlumení importu zvláště spotřebního zboží. Mimo to se předpokládalo, že devalvace ulomí ostří hrozící inflaci, což se skutečně do určité míry potvrdilo (viz Transition Report Evropské banky pro obnovu a rozvoj, 1997 coby základní referenze, či Kočenda, 1998a). Přesto by bylo srovnání nominálních měnových kurzů po-

někud zavádějící. Inflace totiž, speciálně v případě transformujících se zemí, vytváří ostrý rozdíl mezi reálnou a nominální stránkou ekonomiky. Abychom se vyhnuli uvedenému nebezpečí zkreslení, rozhodli jsme se pracovat s reálnými měnovými kurzy.

Koch ukazuje ve své studii z roku 1997, že pro většinu zemí střední a východní Evropy existuje období, ve kterém se reálné zhodnocení domácí měny odráželo spíše ve spotřebitelských než ve velkoobchodních cenách. Důvodem pro tento rozdíl bylo postupné odbourávání spotřebitelských subvencí (vliv na spotřebitelské ceny), ale i narůstající poptávka po službách s minimální počáteční velikostí servisního sektoru (vliv na spotřebitelské i průmyslové ceny). V každém případě je to především reálný měnový kurz, který jediný přináší nezkrácenou informaci o skutečné pevnosti národní měny. Z tohoto důvodu je také analýza konvergence reálných měnových kurzů směrodatnější.

Důležitost konvergence reálných měnových kurzů zvláště ostře vyniká v kontextu výhledového připojení uvažovaných zemí k Evropské unii. V Unii samotné byla totiž taková konvergence nastartována založením Evropského měnového systému (EMS) a dále akcelerována ohlášeným zavedením jednotné měny euro. Pokračování tohoto procesu se nejen dále očekává, ale je dokonce přesně naplánováno. 1. ledna 1999 deklarovala Evropská komise pevné měnové kurzy mezi národními měnami členských zemí Evropské měnové unie a eurem. Začala operovat Evropská centrální banka (ECB), která do značné míry ujednotí finanční politiky národních centrálních bank, a státní dluhy všech zemí byly konvertovány na euro. Během přechodného období, které potrvá do roku 2002, budou členské měny jednotlivých států obíhat společně s eurem a ECB bude koordinovat jejich postupnou směnu na eurové bankovky podle fixovaných měnových kurzů. 1. ledna 2002 budou členské státy EU povinny převést své veřejné výdaje na euro; od 1. června pak euro začne fungovat jako jediný legální prostředek směny Evropské měnové unie.

Konvergence měnových kurzů u členských zemí Evropského měnového systému (EMS) už byla studována. Sarno (1997) nachází důkazy konvergence jak nominálních, tak reálných měnových kurzů v dlouhodobém časovém horizontu, a to zvláště pro země, které používají mechanismus měnových kurzů (Exchange Rate Mechanism – ERM).<sup>1</sup> Jeho závěry dokazují, že ERM uplatňovaný v rámci EMS skutečně efektivně přispěl ke sladění měnových kurzů, alespoň mezi těmi zeměmi, jež jej aktivně využívaly. Kočenda a Papell (1997) dokazují dramatickou konvergenci měr inflace v těžce skupině zemí. Oba citované výsledky naznačují, že EMS dosáhl vskutku signifikantního nárůstu sladění hospodářských politik členských zemí.

Doposud celkem deset ze studovaných zemí střední a východní Evropy formálně požádalo o plnoprávné členství v Evropské unii. Vzájemná harmonizace politik měnových kurzů těchto zemí s dosavadními členy EU se zvláště s blížícím se vytvořením Evropské měnové unie jeví jako principiálně důležitá. V případě zemí střední a východní Evropy (jejichž režimy měnových kurzů zahrnují snad celou existující škálu) se neodbytně dere na mysl otázka, které konkrétní režimy jsou pro takovou harmonizaci příznivé. Jinými slovy, je rychlost či existence konvergence měnových kurzů větší pro některý fixní typ režimu měnového kurzu než pro jiný relativně volný?

<sup>1</sup> I když původně bylo členství v Evropském měnovém systému podmíněno politikou aktivního sladování měnových kurzů (2,5 % povolených fluktuací ve většině případů), jejímž nástrojem byl právě ERM, některé země (např. Řecko) byly později této podmínky zbaveny, aniž by toto jakkoliv ovlivnilo jejich členství.

Podle konkrétních doporučení Mezinárodního měnového fondu zavedly transformující se ekonomiky režimy měnových kurzů charakterizované různým stupněm flexibility a řízení. Několik zemí, včetně České republiky, zavedlo režim měnového kurzu vázaného na měnový koš. Podle klasifikace MMF je takovýto režim režimem fixním. Přesto se tento režim značně liší od režimu fixace domácí měny na jednu měnu zahraniční.<sup>2</sup> V případě fixního režimu se uvažovaná země z definice vzdává své vlastní monetární politiky ve prospěch politiky měnového kurzu. Monetární báze je v takovém případě čistě zahraniční. Opačným extrémem je režim plovoucího měnového kurzu. Režim vázanosti na měnový koš je jakýmsi kompromisem mezi oběma alternativami, který zemi umožňuje podržet si jak politiku měnového kurzu, tak politiku monetární. V případě tohoto dvojitého řešení může dojít ke konfliktu mezi oběma uvedenými politikami, neboť monetární báze má jak domácí, tak zahraniční základ. Tento konflikt může postupně přerůst až v krizi platební bilance. Vzhledem k uvedeným rozdílům mezi jednotlivými režimy měnových kurzů je pravděpodobné, že typ zvoleného režimu ovlivní i stupeň konvergence měnových kurzů.

Transformační proces, jímž procházejí země střední a východní Evropy, poskytuje jedinečnou příležitost ke kvantitativní analýze konvergence měnových kurzů v závislosti na existujících režimech těchto kurzů – stačí rozdělit uvažované země do skupin podle režimů a prostudovat tyto skupiny samostatně.

### 3. Použitá data a definice skupin zemí

V článku jsou použita data z následujících jedenácti zemí: Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Rumunsko, Bulharsko, Albánie, Estonsko, Lotyšsko a Litva, a to pro období od ledna 1991 do prosince 1997. Měsíční průměry měnových kurzů jednotlivých národních měn byly získány z International Financial Statistics, publikace Mezinárodního měnového fondu (MMF), z Banky pro mezinárodní platby v Basileji (BIS) a z Evropské banky pro obnovu a rozvoj (EBRD). Měsíční indexy spotřebitelských cen byly získány z prvního zdroje. Případné nejasnosti byly řešeny za pomoci informačních bulletinů jednotlivých centrálních bank.

V odborné literatuře převládá názor, že volné měnové kurzy svým chováním sledují náhodnou procházku.<sup>3</sup> Takové chování jsme nenalezli v případě měnových kurzů tranzitivních ekonomik. Příčinou jsou zřejmě druhy kurzových režimů a skutečnost, že tyto ekonomiky jsou stále vystaveny velkým strukturálním změnám různého charakteru. Data (měnové kurzy) nejsou stacionární, ale vykazují integraci prvního stupně. Analýza je z tohoto důvodu provedena na změnách měnového kurzu mezi dvěma měsíci. Tyto změny jsou analogické logaritmičtým diferencím prvního řádu a jsou již stacionární.

Pro účely další analýzy byly země rozděleny do několika logicky strukturovaných skupin. Původní soubor obsahuje celkem 84 pozorování pro každou zemi

<sup>2</sup> Zmíněný rozdíl se odvíjí od možné dichotomie mezi měnovým kurzem a monetární politikou. Pro detailní diskuzi viz Kočenda, 1998b.

<sup>3</sup> Neexistuje žádná průkazná statistická evidence, která by tento pohled potvrdovala nebo vracela (Brock – Hsieh – LeBaron, 1993, s. 130).

TABULKA 2 Skupiny zemí v každém panelovém souboru

skupina	počet	země
<i>skupiny podle přiřazení do EU</i>		
první kolo	5	Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Estonsko
první kolo bez Estonska	4	Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovinsko
druhé kolo	5	Bulharsko, Lotyšsko, Litva, Rumunsko, Slovensko
<i>skupiny podle kurzového režimu</i>		
peg (A)	4	Maďarsko, Polsko, Lotyšsko, Slovensko
peg (B)	5	Maďarsko, Polsko, Lotyšsko, Slovensko, Česká republika
fix	2	Estonsko, Litva
float (A)	4	Albánie, Rumunsko, Slovinsko, Bulharsko
float (B)	5	Albánie, Rumunsko, Slovinsko, Bulharsko, Česká republika

*poznámka:* Počet znamená počet zemí v dané skupině.

a dimenze každého zformovaného panelu dat se mění podle počtu zemí ve skupině. *Tabulka 2* uvádí všechny země, které byly zahrnuty v této analýze, a popisuje složení různých skupin zemí, u nichž jsme testovali hypotézu konvergence.

Institucionální skupiny zemí jsou definovány s ohledem na budoucí začlenění do EU. Tři skupiny zemí byly zformovány s ohledem na jejich pokrok dosažený v hospodářských a politických reformách. Evropská komise identifikovala pět zemí jako hlavní kandidáty: Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovinsko a Estonsko. Těchto pět zemí tvoří skupinu, kterou nazýváme „první kolo“. Protože Estonsko udržovalo po celé zkoumané období režim fixního měnového kurzu ve formě „currency board“, vyřadili jsme v dalším kroku tuto zemi z utvořeného panelu. Vyřazením Estonska z předchozí skupiny vznikla kontrolní skupina prvního kola.<sup>4</sup> Skupina zemí „druhé kolo“ byla zformována z dalších adeptů na členství v EU; jsou to: Bulharsko, Litva, Lotyšsko, Rumunsko a Slovensko.

Další skupiny zemí byly zformovány podle toho, jaký režim měnového kurzu země udržovala během časového období této analýzy. Zformovali jsme dvě skupiny vyznačující se vázaným režimem (peg) měnového kurzu vůči různě definovanému koši zahraničních měn. Skupina „peg A“ obsahuje Slovensko, Maďarsko, Polsko a Lotyšsko. Skupina „peg B“ obsahuje navíc ještě Českou republiku, která opustila režim vázaného kurzu v květnu 1997. Jediná skupina zemí, které udržovaly fixní režim měnového kurzu vůči zahraniční měně (fix), se nazývá „fix“ a je v ní zastoupeno Estonsko a Litva. Nakonec jsme zformovali dvě skupiny zemí s režimem volného měnového kurzu (float). Skupina „float A“ obsahuje následující země: Albánie, Rumunsko, Slovinsko a Bulharsko. Kontrolní skupina „float B“ obsahuje navíc ještě Českou republiku. Účelem popsaných seskupení je kromě formace vhodných panelů také ukázat konzistenci výsledků testů a rovněž jejich citlivost.

Podrobný popis metody testování konvergence následuje v další části článku. Zde se soustředíme na analýzu logicky sestavených skupin, abychom viděli, jak se rozdíl mezi diferencemi měnových kurzů vyvíjely v čase.

<sup>4</sup> Vyřazení Estonska z prvního kola pojmáme čistě jako institucionální úkon.

#### 4. Metodologie

Následující ekonometrická metodologie používá kombinaci průřezových dat s jednotlivými časovými řadami. Analýza panelových dat pro konvergenci diferencí měnových kurzů je použita proto, abychom plně vyšetřili vliv vzájemných rozptylů ve spojených časových řadách střední délky. Předchozí ekonometrický výzkum již ukázal výhody používání panelových dat při studiu širokého okruhu ekonomických otázek a použitá metodologie panelového testu jednotkového kořene byla použita v různých publikovaných studiích.<sup>5</sup> Jak ukázali Levin a Lin (1992), statistická síla testu jednotkového kořene pro relativně malý panel může být řádově vyšší než síla testu pro jednotlivé časové řady.

Obvyklé chápání konvergence spočívá v tom, že rozdíl mezi dvěma či více proměnnými by se časem měl stát zcela zanedbatelným. Pro formální popis takové skutečnosti je užitečné využít rámce distribuční teorie velkých souborů. V souladu s touto koncepcí můžeme říci, že náhodná proměnná  $x_n$  konverguje v pravděpodobnosti ke konstantě  $c$ , jestliže  $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob}(|x_n - c| > \varepsilon) = 0$  pro jakékoli kladné  $\varepsilon$ . Zjednodušeně řečeno, konvergence v pravděpodobnosti má za důsledek, že hodnoty, kterých proměnná  $x_n$  může nabývat a které nejsou blízké konstantě  $c$ , jsou více a více nepravděpodobné. Znamená to tedy, že jestliže  $x_n$  konverguje v pravděpodobnosti k  $c$ , můžeme toto formalizovat jako  $p \lim x_n = c$ .

Zvláštním případem konvergence v pravděpodobnosti je konvergence v kvadratickém středu, kterou můžeme popsat následujícím způsobem. Jestliže má  $x_n$  průměr  $\mu_n$  a rozptyl  $\sigma_n^2$ , takže běžné limity  $\mu_n$  a  $\sigma_n^2$  jsou  $c$  a  $0$  v příslušném pořadí, pak  $x_n$  konverguje v kvadratickém středu k  $c$  a  $p \lim x_n = c$ .

Je možné ukázat, že konvergence v pravděpodobnosti nemá za následek konvergenci v kvadratickém středu, avšak konvergence v kvadratickém středu má za následek konvergenci v pravděpodobnosti. Podmínky pro konvergenci v kvadratickém středu je obvykle možné prokázat snadněji než podmínky pro obecnější formy konvergence. Podrobnosti a důkazy týkající se uvedené koncepce je možné nalézt v ucelené formě v (Greene, 1993, s. 99–102).<sup>6</sup> Formalizované vztahy budou využity při analýze konvergence měnových kurzů za použití testovací metody panelového testu jednotkového kořene.

Pro účely ekonometrické analýzy lze reálný měnový kurz ve vztahu k americkému dolaru či německé marce definovat následovně:

$$Q_t = (E_t \cdot CPI_t^*) / CPI_t \quad (1)$$

kde  $Q_t$  je definovaný reálný měnový kurz,  $E_t$  je jeho nominální protějšek,  $CPI_t$  označuje domácí spotřebitelský cenový index a  $CPI_t^*$  odpovídá spotřebitelskému cenovému indexu Německa či USA.

Náš model vývoje reálných měnových kurzů ( $Q_t$ ) pro skupinu i pro jednotlivé země, kdy máme k dispozici pozorování pro  $t$  časových období, vypadá takto:

<sup>5</sup> Ben-David (1996) analyzoval růst reálného národního produktu na hlavu pro několik zemí. Kočenda a Papell (1997) nedávno aplikovali tuto metodologii pro studium konvergence inflací v Evropské unii. Papell (1997) testoval hypotézu parity kupní síly pro reálné měnové kurzy 20 rozvinutých zemí. Kočenda a Hanousek (1998) zkoumali konvergenci a integraci asijských kapitálových trhů.

<sup>6</sup> První definice konvergence není postačující podmínkou, ale zprostředkovaně pomocí dále uvedeného testu umožňuje získat koeficient vypovídající o velikosti konvergence. Druhá definice konvergence tvoří postačující podmínku pro to, aby bylo možné považovat koeficient za hodnověrný.

$$Q_{i,t} = \alpha + \phi Q_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Skutečnost, že kurz je modelován pomocí AR(1)-procesu, nereprezentuje žádnou teorii o tom, jak je tato proměnná určována. Je to pouze výhodná forma pro test konvergence, který bude popsán později v této sekci.

Míra konvergence, která je zde použita, je založena na vztahu popisujícím dynamické vlastnosti diferencí měnových kurzů pro panelová data, který vypadá takto:

$$Q_{i,t} - \bar{Q}_t = \phi(Q_{i,t-1} - \bar{Q}_{t-1}) + u_{i,t} \quad (3)$$

kde  $\bar{Q}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Q_{i,t}$ . V případě spojování dat se konstantní člen  $\alpha$  vyruší v dů-

sledku konstrukce tohoto modelu, protože difference měnových kurzů mají nulovou střední hodnotu pro soubor všech zkoumaných zemí a všechna dostupná časová období. Způsob, jakým jsou země spojovány do různých skupin, je detailně popsán v následující sekci.

Konvergence v tomto kontextu vyžaduje, aby se difference měnových kurzů zmenšovaly v čase. Aby toto bylo splněno, musí být  $\phi$  menší než nula. Na druhou stranu, pokud by  $\phi$  bylo větší než jedna, difference měnových kurzů divergují. Koeficient konvergence  $\phi$  pro určitou skupinu zemí může být získán pomocí testu Dickeyho a Fullera (1979) pro rovnici (3). Upravená verze tohoto testu (ADF) je použita k tomu, abychom odstranili možnou autokorelaci v datech.<sup>7</sup> Připomeňme, že konstantní člen je nulový, protože naše analýza je prováděna na panelových datech. Pokud označíme diferencii měnových kurzů jako  $d_{i,t} = Q_{i,t} - \bar{Q}_t$  a její vlastní diferencii jako  $\Delta d_{i,t} = d_{i,t} - d_{i,t-1}$ , lze psát rovnici pro ADF-test následujícím způsobem:

$$\Delta d_{i,t} = (\phi - 1)d_{i,t-1} - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta d_{i,t-j} + z_{i,t} \quad (4)$$

kde index  $i = 1, \dots, k$  označuje země v příslušné skupině. Rovnice (4) je použita pro testování přítomnosti jednotkového kořene v panelových datech diferencí měnových kurzů. Nulová hypotéza jednotkového kořene je zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy stacionarity v případě, že  $(\phi - 1)$  je významně různé od nuly anebo, implicitně, v případě, že  $\phi$  je významně různé od jedné.

Počet zpětných diferencí ( $k$ ) je určen pomocí parametrické metody navržené Campbellem a Perronem (1991) a Ngem a Perronem (1995). Horní mez počtu zpětných diferencí  $k_{max}$  je na začátku nastavena na příslušnou úroveň.<sup>8</sup> Regresní model je odhadnut a významnost koeficientu  $\gamma_j$  je určena. Pokud je tento koeficient nevýznamný, je počet zpětných diferencí  $k$  snížen o jednu a rovnice (4) je znovu odhadnuta. Tato procedura je opakována se snižujícím se počtem zpožděných diferencí, dokud tento koeficient není statisticky významný. Pokud žádný koeficient není statisticky významný pro zvolenou hodnotu paramet-

<sup>7</sup> Zjistili jsme, že v případech reálných a dolarových výnosů je mezní hodnota citlivosti korelačního koeficientu přibližně 0,50. Přítomnost multikolinearity byla ošetřena pomocí takzvané „ridge“ regrese Hoerla a Kennarda (1970).

<sup>8</sup>  $k_{max} = 7$ , protože používáme měsíční data a zároveň chceme ošetřit až půlroční zpoždění v hospodářství.

ru  $k$ , je  $k = 0$  a lze použít standardní formu Dickeyho-Fullerova testu. K testování významnosti koeficientu u poslední proměnné daného modelu je použita kritická hodnota asymptoticky normálního rozdělení na hladině významnosti 10 % (1,64).<sup>9</sup>

Nejnovější práce ukazují, že hodnoty konvergenčního koeficientu  $\phi$  menší než jedna jsou skutečně robustním indikátorem konvergence.<sup>10</sup> Ben-David (1995) provedl 10 000 simulací pro každý ze tří možných případů, kde data vykazovala konvergenci, divergenci a neutralitu. Jeho početné simulace poskytují stabilní základ pro rozhodování, zda dochází ke konvergenci či divergenci, v případě, že zkoumaný proces má skutečně tyto vlastnosti. Pokud jsou použita neutrální data, která neinklinují ani ke konvergenci, ani k divergenci, konvergenční koeficient má tendenci blížit se k jedné.

Jaké kritické hodnoty bychom měli používat v případě analýzy panelových dat? Obecně používané kritické hodnoty pro test jednotkového kořene na panelových datech, které jsou tabelovány v (Levin-Lin, 1992), nezahrnují možnou autokorelaci v náhodné složce, a jsou tedy nepřesné pro výběry malého rozsahu. Papell (1996) použil metodu Monte Carlo pro tabelování kritických hodnot, které jsou ošetřeny pro možnou autokorelaci, a zjistil, že jak pro čtvrtletní, tak pro měsíční data jsou jeho kritické hodnoty vyšší než ty, které byly publikovány Levinem a Linem (1992).

Vzhledem k těmto výsledkům byly kritické hodnoty pro výběry konečného rozsahu pro výsledné testové statistiky vypočteny pomocí metody Monte Carlo následujícím způsobem. Nejprve byly nalezeny vhodné autoregresní modely (AR) pro první diference pro každý panel diferencí měnových kurzů za pomoci Schwarzova (1978) kritéria. Tyto optimální odhadnuté AR-modely byly poté pokládány za skutečné procesy generující chybový člen pozorovaných dat pro každý panel dat. Nakonec jsme zkonstruovali pseudovýběry dat odpovídající velikosti pro každý panel za použití optimálních AR-modelů popsaných výše se stejně rozděleným nezávislým náhodným členem s rozdělením  $N(0, \sigma^2)$ .  $\sigma^2$  je odhadnutý rozptyl náhodného členu příslušného optimálního AR-modelu. Výsledná testová statistika je  $t$ -statistika koeficientu  $(1 - \phi)$  v rovnici (6) s délkou zpětných diferencí  $k$ , která byla vybrána pro každý panel metodou popsanou výše.

Tato procedura byla replikována 10 000krát, čímž byly získány kritické hodnoty pro rozdělení konečného výběru pomocí uspořádaného vektoru takto replikovaných statistik. Odvozené kritické hodnoty konečného výběru jsou uvedeny pro hladiny významnosti 1 %, 5 % a 10 % v tabulkách společně s výsledky ADF-testu na různé panely v odpovídajících časových obdobích.

## 5. Empirické výsledky

Výsledky testů existence konvergence pro všechny skupiny zemí střední a východní Evropy jsou prezentovány v *tabulkách 3 a 4*. Ačkoliv se testy provedené na diferencích reálných měnových kurzů pro německou marku a americký dolar ve svých výsledcích příliš neliší, rozdíl existují. V obou případech je koeficient  $\phi$  signifikantně menší než jedna. Diference mezi měnovými kurzy zemí

<sup>9</sup> Ng a Perron (1995) diskutují výhodu této rekurzivní metody  $t$ -statistik v porovnání s alternativními procedurami, kde  $k$  je buď fixováno, anebo zvoleno minimalizací Akaikeho informačním kritériem.

<sup>10</sup>  $(\phi > 1)$  pro divergenci



**TABULKA 3** Reálný měnový kurz vůči USD  
(období 1991:1 – 1997:12)

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
<i>skupiny podle přiřazení do EU</i>							
první kolo	5	0,5575 <sup>a</sup>	-8,04	6	-2,74	-2,07	-1,70
první kolo bez Estonska	4	0,1959 <sup>a</sup>	-10,80	4	-2,76	-2,05	-1,68
druhé kolo	5	0,2163 <sup>a</sup>	-4,98	7	-2,95	-2,20	-1,77
<i>skupiny podle kurzového režimu</i>							
peg (A)	4	0,6958 <sup>a</sup>	-4,38	6	-2,91	-2,15	-1,71
peg (B)	5	0,6806 <sup>a</sup>	-5,13	6	-2,88	-2,10	-1,74
fix	2	0,4440 <sup>b</sup>	-4,11	4	-4,46	-2,39	-1,90
float (A)	4	0,1028 <sup>a</sup>	-4,82	7	-2,87	-2,07	-1,65
float (B)	5	0,1758 <sup>a</sup>	-7,22	6	-2,79	-2,05	-1,69

*poznámky:* Počet znamená počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.

(a) a (b) značí statistickou významnost na příslušné úrovni 1 % a 5 %.

**TABULKA 4** Reálný měnový kurz vůči německé marce  
(období 1991:1 – 1997:12)

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
<i>skupiny podle přiřazení do EU</i>							
první kolo	5	0,5552 <sup>a</sup>	-8,14	6	-2,86	-2,06	-1,64
první kolo bez Estonska	4	0,2008 <sup>a</sup>	-10,88	4	-2,79	-2,05	-1,69
druhé kolo	5	0,2061 <sup>a</sup>	-5,01	7	-2,90	-2,15	-1,70
<i>skupiny podle kurzového režimu</i>							
peg (A)	4	0,6398 <sup>a</sup>	-5,13	5	-2,87	-2,11	-1,73
peg (B)	5	0,6239 <sup>a</sup>	-5,96	5	-2,83	-2,11	-1,72
fix	2	0,4395 <sup>b</sup>	-4,10	4	-4,47	-2,43	-1,91
float (A)	4	0,0978 <sup>a</sup>	-4,86	7	-2,90	-2,15	-1,70
float (B)	5	0,1807 <sup>a</sup>	-7,28	6	-2,85	-2,09	-1,74

*poznámky:* Počet znamená počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.

(a) a (b) značí statistickou významnost na příslušné úrovni 1 % a 5 %.

ve všech skupinách tedy mají tendenci se zmenšovat. Z konstrukce testu je zřejmé, že pokud se hodnota koeficientu  $\phi$  blíží jedné, konvergence se vytrácí, a naopak, hodnoty  $\phi$  blízké nule hovoří o velmi rapidní konvergenci (v obou případech má přirozeně smysl takto hodnotit pouze statisticky významné koeficienty). Jelikož samotný fakt, že  $\phi$  je menší než jedna, nemusí ještě konvergenci dokazovat (viz část 4), spočítali jsme ještě tzv. výběrovou disperzi – výběrový průměr kvadrátů diferencí měnových kurzů. Hypotéza, že se tato disperze skutečně s časem zmenšuje, nemohla být zamítnuta pro žádnou zemi uvedenou v tabulce 2.

Země prvního kola vykazují pomalejší tempo konvergence než země druhého kola.<sup>11</sup> Když se však z první skupiny vyjme Estonsko, pak zbylé země konvergují rychleji než země druhého kola. Příčiny takovýchto výsledků jsou nejasné. Dá se předpokládat, že země, jejichž připojení k EU se plánuje v první fázi, se ekonomicky integrují s EU rychleji než země, jejichž přiřazení je záležitostí po-

zdější. Tento efekt, jež odráží reálnou stránku ekonomik zmiňovaných zemí, by se s postupem transformace (a blížeším se datem připojení) měl stávat stále zřetelnějším. Na druhé straně však skutečnost, že měnové kurzy různých zemí i jejich inflace se začaly vyvíjet z velmi odlišných počátečních podmínek, může vyvolat rychlejší konvergenci zemí, jež na tom byly na počátku transformace hůře. Oba efekty jsou navzájem protichůdné, projevují se však v rozdílných fázích transformace.

Abychom byli schopni oba efekty od sebe oddělit, zopakovali jsme testy pro země prvního i druhého kola, nyní však dělíce studované časové rozmezí na dvě shodné části o délce tři a půl roku (1991:1 – 1993:6 a 1993:7 – 1997:12). Zároveň jsme vzali v úvahu změnu režimu na rozhraní časového intervalu v případě Litvy. Dělení na polovinu bylo do jisté míry vynuceno požadavky použité ekonometrické metody – průřezová data pro obě skupiny zemí musela mít jistou minimální délku, jinak bychom neobdrželi spolehlivé výsledky. Jemnější (i když logičtější) dělení motivované změnami režimů měnových kurzů by nutně vedlo k problémům s identifikací a (pravděpodobně) k nepřesným odhadům parametrů. Výsledky z tak krátkých panelů by tedy byly velmi pochybné.

Výsledky pro období 1991:1 – 1993:6 a 1993:7 – 1997:12 jsou shrnuty v *tabulkách 5 a 6*. Pro německou marku i americký dolar země druhého kola vykazují v časných fázích transformace rychlejší vzájemnou konvergenci než země prvního kola. Zde je patrný vliv monetárního efektu – počátečních podmínek –, neboť stupeň faktické integrace byl v té době velmi omezený. Ve druhé uvažované periodě země prvního kola konvergují jasně rychleji. Tento fakt se zdá být ve shodě s předpokládaným vyšším stupněm ekonomické integrace vzhledem k EU, kterého země prvního kola dosáhly v pozdějších fázích transformace. Lepší připravenost zemí prvního kola jako skupiny pro připojení k EU je tedy do určité míry potvrzena.<sup>12</sup>

Srovnání zemí podle typů používaných režimů měnových kurzů je obsahem druhé části tabulky 3 a 4. Režim vázaný na měnový koš (peg) se jeví jako nejméně efektivní, co se týče podpory konvergence. Naopak režim plovoucí (float) podporuje studovanou konvergenci měrou největší.<sup>13</sup> Režim fixní pak leží, v tomto ohledu, mezi režimem vázaným a plovoucím.

Závěr pro hospodářskou politiku je tedy takový, že země s plovoucím či fixním režimem se zbavují vzájemné nesladěnosti svých měnových kurzů rychleji než jejich protějšky užívající režim vázaný na koš. Není žádným překvapením, že země prvního kola používají režimy pro konvergenci příznivé ve větší míře než země druhého kola.

Zajímavý výsledek dává srovnání konvergence pro reálný měnový kurz ve vztahu k německé marce s reálným kurzem ve vztahu k dolaru. Měnové kurzy vyjádřené v markách obecně vykazují rychlejší konvergenci. Ač rozdíl není příliš velký, je konzistentní pro všechny uvažované skupiny. Tento fakt ukazuje na stabilizační účinek německé marky na měnové kurzy středoevropských a východoevropských zemí.<sup>14</sup>

<sup>11</sup> Prvním kolem, resp. druhým kolem se zde rozumějí skupiny zemí, jejichž připojení k EU má proběhnout v první, resp. druhé vlně rozšiřování EU. Tyto skupiny byly definovány v části 3.

<sup>12</sup> Lepší připravenost zde chápeme pouze z kurzového hlediska, kdy země určité skupiny s určitým kurzovým režimem konvergují rychleji než jiné. Nejedná se o připravenost z pohledu celkové hospodářsko-politické situace.

<sup>13</sup> Volný kurzový režim může podporovat konvergenci prostřednictvím své transparentnosti. Při tomto režimu může z teoretického hlediska jen stěží dojít ke krizi platební bilance.

**TABULKA 5** Reálný měnový kurz vůči USD  
(rozdělení na dvě období)

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
<i>období 1991:1 – 1993:6</i>							
první kolo bez Estonska	4	0,4145	-8,23 <sup>a</sup>	4	-3,55	-2,46	-2,01
druhé kolo	5	0,2498	-2,98 <sup>b</sup>	7	-3,22	-2,39	-1,94
druhé kolo bez Litvy	4	0,1680	-2,92 <sup>b</sup>	7	-2,99	-2,21	-1,76
<i>období 1993:7 – 1997:12</i>							
první kolo bez Estonska	4	0,1205	-6,08 <sup>a</sup>	4	-3,04	-2,28	-1,89
druhé kolo	5	0,1616	-4,26 <sup>a</sup>	6	-3,63	-2,52	-2,00
druhé kolo bez Litvy	4	0,2001	-4,29 <sup>a</sup>	7	-3,45	-2,41	-1,91

*poznámky:* Počet znamená počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.

(a) a (b) značí statistickou významnost na příslušné úrovni 1 % a 5 %.

**TABULKA 6** Reálný měnový kurz vůči německé marce  
(rozdělení na dvě období)

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
<i>období 1991:1 – 1993:6</i>							
první kolo bez Estonska	4	0,4284	-8,34 <sup>a</sup>	4	-3,50	-2,47	-2,01
druhé kolo	5	0,2346	-3,02 <sup>b</sup>	7	-3,20	-2,37	-1,92
druhé kolo bez Litvy	4	0,1556	-2,95 <sup>b</sup>	7	-2,99	-2,21	-1,77
<i>období 1993:7 – 1997:12</i>							
první kolo bez Estonska	4	0,1253	-6,07 <sup>a</sup>	4	-3,12	-2,32	-1,93
druhé kolo	5	0,1735	-4,24 <sup>a</sup>	6	-3,62	-2,52	-2,00
druhé kolo bez Litvy	4	0,1816	-4,26 <sup>a</sup>	7	-3,46	-2,40	-1,90

*poznámky:* Počet znamená počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.

(a) a (b) značí statistickou významnost na příslušné úrovni 1 % a 5 %.

## 6. Závěrečné poznámky

Náš článek ukazuje, že konvergence měnových kurzů mezi zeměmi střední a východní Evropy je pozorovatelným fenoménem. Stupeň této konvergence se však liší v různých skupinách těchto zemí. Základní dělení do skupin, které jsme studovali, se opíralo: a) o perspektivu začlenění uvažovaných zemí do EU (dvě skupiny, tzv. první a druhé kolo), b) o režim měnového kurzu, který v té které zemi převládal během transformace.

Ze srovnání zemí prvního a druhého kola vyplývá, že obě skupiny vykazují srovnatelnou míru konvergence měnových kurzů. Když se však data rozdělí na dvě stejné části z hlediska času – rané období transformace a její pozdější fáze –, pak skupina druhého kola konverguje v první etapě transformace rychleji. Monetární efekt (rozdílné počáteční podmínky) tedy na počátku transformace převládá, neboť stupeň integrace uvažovaných zemí byl v této periodě za-

<sup>14</sup> Vliv německé marky na konvergenci má jen marginální efekt, který je možné částečně zdůvodnit tím, že pohyb marky je omezen její vazbou v rámci ERM.

nedbatelný. V pozdějších fázích transformace však konverguje rychleji skupina prvního kola. Tento výsledek pravděpodobně odráží jistý stupeň integrace, jež tyto země dosáhly pod perspektivou brzkého připojení k EU. Lze tedy říci, že země prvního kola jsou jako skupina připraveny pro vstup do EU skutečně lépe.

Skupiny vzniklé dělením podle převládajícího režimu měnového kurzu se mezi sebou značně liší. Země s režimem plovoucího kurzu konvergují nejrychleji, následovány těmi s režimem fixního kurzu. Režim vázaný na koš se z hlediska rychlosti konvergence ukazuje být tím nejméně vhodným. Poučení pro hospodářskou politiku tedy říká, že země s režimem plovoucího či fixního kurzu se zbavují vzájemných nesladěností v měnových kurzech lépe než ty země, které daly přednost režimu kurzu vázaného na koš. Země prvního kola upřednostňují režimy vedoucí k rychlejší konvergenci. Dále naše studie ukazuje, že reálné měnové kurzy vztahované k německé marce konvergují rychleji než kurzy přepočtené na dolar. Tento fakt podtrhuje stabilizující efekt německé marky na měny zemí střední a východní Evropy.

## LITERATURA

- BEGG, D. (1996): Monetary Policy in Central and Eastern Europe. *IMF Working Paper*, 1996/108.
- BEN-DAVID, D. (1996): Trade Convergence Among Countries. *Journal of International Economics*, vol.40, 1996, p. 279–298.
- BEN-DAVID, D. (1995): Measuring Income Convergence: An Alternative Test. Tel Aviv University, *Folder Institute Working Paper*, 1995, p. 41–95.
- BROCK, W. A. – HSIEH, D. A. – BARON LE, B. (1993): *Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence*. The MIT Press, Cambridge (Mass.), 1993.
- CAMPBELL, J. Y. – PERRON, P. (1991): Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomist Should Know About Unit Roots. *NBER Macroeconomics Annual*, 1991.
- DICKEY, D. – FULLER, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 1979, p.427–431.
- EDISON, H. J. – MELVIN, M. (1990): The Determinants and Implications of the Choice of an Exchange Rate System. In: HARAF, W. S. – WILLET, T. D. (eds.): *Monetary Policy for Volatile Global Economy*. Washington, DC, The AEI Press, 1990, p. 1–44.
- EDWARDS, S. (1993): Exchange-rate Regimes as Nominal Anchors. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 129(1), 1993, p. 1–32.
- GREENE, R. (1993): *Econometric Analysis*. 2<sup>nd</sup> Edition. Macmillan Publishing Company, New York, 1993.
- HOERL, A. E. – KENNARD, R. W. (1970): Ridge Regression: Biased Estimation for Non-Orthogonal Problems. *Technometrics*, vol. 12, 1970, p. 55–82.
- KOCH, E. B. (1997): Exchange Rates and Monetary Policy in Central Europe – A Survey of Some Issues. *MOCT-MOST*, vol. 7(1), 1997, p. 1–48.
- KOČENDA, E. (1998a): Macroeconomy, III: 20–27. In: TURNOVEC, F. (ed.): *Czech Republic 1997: The Year of Crises*. Praha, CERGE of Charles University, 1998.
- KOČENDA, E. (1998b): Rozpor mezi režimem měnového kurzu a měnovou politikou. *Politická ekonomie*, roč. 46(5), 1998, s. 661–666.
- KOČENDA, E. – HANOUSEK, J. (1998): Integration of Emerging Equity Markets: Major Asian Players. *Korean Economic Review*, vol. 14(1), 1998, p. 99–114.
- KOČENDA, E. – PAPELL, D. (1997): Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 1997, no.3, p. 189–198.
- LEVIN, A. – LIN, Chien-Fu (1992): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *University of California – San Diego Discussion Paper*, 1992, p. 92–23.
- NG, S. – PERRON, P. (1995): Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, 1995, p. 268–281.

- PAPELL, D. (1997): Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float. *Journal of International Economics*, vol. 43, 1997, p. 313–332.
- SACHS, J. (1996): Economic Transition and the Exchange-rate Regime. *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 86(May), 1996, p. 147–152.
- SARNO, L. (1997): Policy Convergence, the Exchange Rate Mechanism and the Misalignment of the Exchange Rates. *Applied Economics*, vol. 29, 1997, p. 591–605.
- SCHWARZ, G. (1978): Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, vol. 6, 1978, p. 461–464.
- QUIRK, P. J. (1994): Fixed or Floating Exchange-rate Regimes: Does it Matter for Inflation? *IMF Working Paper*, 94/134.
- Transition Report 1997*. European Bank for Reconstruction and Development, London, 1997.

## SUMMARY

JEL Classification: C23, E65, F31

Keywords: exchange rates – convergence – transition – European Union

# Convergence of Exchange Rates in Central and Eastern Europe

Evžen KOČENDA – CERGE, Charles University, Prague

The author analyzes disparities among real exchange rates across Central and Eastern European (CEE) countries between 1991 and 1997. To this end, he examines whether the differentials of exchange rate changes converge or diverge over time. To date, ten CEE countries have formally applied for full membership in the European Union. This paper shows that in general there is an exchange rate convergence among these countries; however, the degree of convergence varies substantially among the groups of countries. When comparing two groups of countries seeking accession, the author found that the first-round countries (the Czech Republic, Hungary, Poland, Slovenia, and Estonia) are, in terms of exchange rate conversion, better prepared for accession to the EU than are the second-round countries. The groups' performance varied according to their exchange rate regime: those countries with a floating regime are fastest in their convergence, followed by those with a fixed regime and those using a pegged exchange rate.